

# 河原検定の医学的データへの適用について

河 原 靖

## On the Application of Kawara Test to Medical Data

Yasushi Kawara

### 1. はじめに

たとえば、ある薬の効果を確かめるために、何人かの患者にその薬を投与し、別の何人かの患者には擬似薬をあたえた後、両方の患者に対して、その薬の効果が評価できるような医学的変量（たとえばある血清成分）の値を測定し、それらの測定値（医学的データ）を大きさの順に並べて、前者の患者の測定値の全体における順位の様子を調べる方法がある。このように、2つの母集団から任意抽出された2つの標本の値を合併して、大きさの順に並べ、一方の標本値の全体における順位の様子を調べて、 $\sim$ 2つの母集団分布は等しい $\sim$ という帰無仮説を検定する方法が順位検定法であって、よく用いられる方法に Wilcoxon 検定がある。

順位検定を行う場合に設定する帰無仮説  $H_0$  は、想定する2つの母集団  $X, Y$  の平均をそれぞれ  $\mu_x, \mu_y$ 、分散をそれぞれ  $\sigma_x^2, \sigma_y^2$  とするとき、次の3つの型に分けられる。

I.  $H_0: \mu_x = \mu_y$  ( $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$  を前提として)

II.  $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$  ( $\mu_x = \mu_y$  を前提として)

III.  $H_0: \mu_y = \mu_x, \sigma_x^2 = \sigma_y^2$

医学的変量は、§2で述べるように、 $\mu_x < \mu_y$  のときは、 $\sigma_x^2 < \sigma_y^2$  になる傾向が強いので、医学的変量についての検定に際しては、IIIの型の帰無仮説をとる必要があり、 $H_0$  の対立仮説を  $H_1$  としたとき、

$H_0: \mu_x = \mu_y, \sigma_x^2 = \sigma_y^2; H_1: \mu_x < \mu_y, \sigma_x^2 < \sigma_y^2$

の仮説検定を行う必要があろう。

ところが、このような型の仮説検定に対して

は、現在最もよく用いられている Wilcoxon 検定の検出力には疑問があり、その代替法が要望されるところとなる。文献[1]で提示した順位検定法（以下河原検定とよぶ）は、§3で述べるように、上記のような型の仮説検定に適した方法で、その要望に応えることができるであろう。

### 2. 医学的変量の変動の特徴

血清成分などの医学的変量は、人の個人差によって変動するが、その変動状況は、性・種族・年齢・食習慣・職業・運動前後・健康状態などの生理的な差によって異なってくる。

ある医学的変量の母平均  $\mu$  が生理的状态の変化に伴い変化するとき、母標準偏差  $\sigma$  がどのように変化するかは、 $\sigma$  の  $\mu$  に対する変化率でとらえることができる。この変化率の推定を、種々の生理的状态のもとで得られた標本（医学的データ）の平均  $\bar{x}$  と標準偏差  $s$  の  $n$  個の組

$$(2.1) (\bar{x}_1, s_1), (\bar{x}_2, s_2), \dots, (\bar{x}_n, s_n)$$

から行うため、次のような方法を考えることができる。

いま、 $\mu, \sigma$  の変化量をそれぞれ  $\Delta\mu, \Delta\sigma$  とし、 $\sigma$  の  $\mu$  に対する変化率  $\Delta\sigma/\Delta\mu$  を一定と仮定して、

$$(2.2) \frac{\Delta\sigma}{\Delta\mu} = A$$

とおくと、これは、

$$(2.3) \sigma = A\mu + B$$

なる関係を仮定したことになる。そこで、(2.1)のようなデータに、最小2乗法によって、直線

(2.4)  $s=a\bar{x}+b$ 

をあてはめ、この傾き  $a$  をもって、 $A$  の推定値とする方法である。

この方法により、文献〔2〕、〔3〕の掲載データから135例について、 $A$ の推定値  $a$  と、 $\bar{x}$  と  $s$  の相関係数  $r$  を求めてみると、付表1-1～付表1-5のようになる。この調査にあたっては、文献〔2〕、〔3〕の掲載データのうち、この調査の目的に合致し、 $\bar{x}$  と  $s$  の測定値であることが明記されているもの、またはそれと推定できるものは、ほとんどすべてこの調査の対象とし、作為的な選び方をしていない。したがって得られた結果は、医学的変量全般的な  $\mu$  と  $\sigma$  の関係の傾向を示すものとみてよいであろう。

調査の結果を  $r$  についてまとめると表1のようになる。この  $r$  の度数分布の特徴は、

表1  $r$  の度数分布表

| 階      | 級    | 度   | 数    |
|--------|------|-----|------|
| 0.8 ～  | 1.0  | 48  | (30) |
| 0.6 ～  | 0.8  | 18  | ( 3) |
| 0.4 ～  | 0.6  | 10  |      |
| 0.2 ～  | 0.4  | 8   |      |
| 0.0 ～  | 0.2  | 11  |      |
| -0.2 ～ | 0.0  | 8   |      |
| -0.4 ～ | -0.2 | 7   |      |
| -0.6 ～ | -0.4 | 2   |      |
| -0.8 ～ | -0.6 | 4   |      |
| -1.0 ～ | -0.8 | 1   | ( 1) |
| 計      |      | 117 | (34) |

〔注〕度数の ( ) 内の数字は  $r$  が有意水準 0.05 で有意なものの度数を表す

i)  $r$  の値が正の方向に偏り、1に近い(0.8～1.0)ものが極めて多い。

ii)  $\mu$  と  $\sigma$  の増減が互いに無関係とみた場合 ( $\bar{x}$  と  $s$  も無関係とみられる)、有意水準0.05で有意であるものが、 $r$  を測定した例117のうち34例(29%)あり、異常に多い。

であり、総合判断して

$\mu$  と  $\sigma$  の関係が(2.3)のような直線的であるとの仮定は妥当であり、とくに  $A > 0$  である傾向が強いといえよう。

$|r|$  が1に近い場合には、 $\bar{x}$ 、 $s$  の  $\mu$ 、 $\sigma$  に対す

表2  $a$  の度数分布表

| 階       | 級    | 全体の度数分布 |     | $ r $ が0.8～1.0の場合のみの度数分布 |    |
|---------|------|---------|-----|--------------------------|----|
| 1.0 以上  |      | 8       |     | 6                        |    |
| 0.9 ～   | 1.0  | 0       |     | 0                        |    |
| 0.8 ～   | 0.9  | 1       |     | 1                        |    |
| 0.7 ～   | 0.8  | 9       |     | 4                        |    |
| 0.6 ～   | 0.7  | 7       |     | 4                        |    |
| 0.5 ～   | 0.6  | 7       | 110 | 5                        | 48 |
| 0.4 ～   | 0.5  | 10      |     | 7                        |    |
| 0.3 ～   | 0.4  | 16      |     | 8                        |    |
| 0.2 ～   | 0.3  | 19      |     | 9                        |    |
| 0.1 ～   | 0.2  | 16      |     | 3                        |    |
| 0.0 ～   | 0.1  | 17      |     | 1                        |    |
| -0.1 ～  | 0.0  | 9       |     | 0                        |    |
| -0.2 ～  | -0.1 | 9       | 25  | 0                        | 1  |
| -0.3 ～  | -0.2 | 2       |     | 0                        |    |
| -0.3 未満 |      | 5       |     | 1                        |    |
| 計       |      | 135     | 135 | 49                       | 49 |

る推定誤差が小さく、 $\mu$ 、 $\sigma$  の真の関係が現われているものとみられるので、この場合のみの  $a$  の値を調べることにより、 $A$  の傾向をよりよくとらえることができるであろう。こうした観点から  $a$  の値をまとめると表2のようになる。

## 3. 河原検定 (文献〔1〕参照)

## 3.1 検定法

2つの異なる母集団  $Y$ 、 $X$  のそれぞれから抽出された大きさ  $m$ 、 $n$  ( $m+n=N$ ) の2つの任意標本を、それぞれ  $X_1, X_2, \dots, X_m; Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  とし、これらを合併した全体を小さい方から大きさの順にならべたとき、 $i$  番目が  $Y$  からの標本ならば、 $Z_i=1$ 、 $X$  からの標本ならば、 $Z_i=0$  であるようなベクトル  $Z=(Z_1, Z_2, \dots, Z_N)$  によって、 $X$  と  $Y$  の分布が等しいとする帰無仮説を検定するのが順位検定であり、これには次のような型の統計量  $T$  が用いられる。

$$(3.1) \quad T = \sum_{i=1}^N a_i Z_i$$

ここに  $a_i$  を評点とよび、たとえば

$$(3.2) \quad a_i = i$$

$$(3.3) \quad a_i = \begin{cases} 0 & i \leq \frac{1}{2}(N+1) \\ 1 & i > \frac{1}{2}(N+1) \end{cases}$$



とし、 $A=0.0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.5, 1.0$ の各々の場合に対して、 $\Delta\mu/\sigma_x = (\mu_y - \mu_x)/\sigma_x = \mu_y = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8, 1.0, 2.0, 3.0$ と変化させる（このとき、 $\sigma_y = A\mu_y + 1$ と変化する；図1参照）

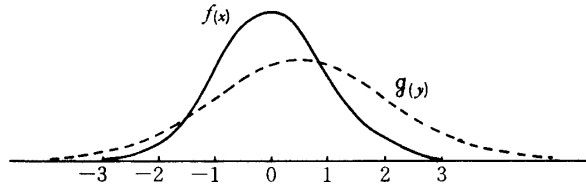


図1 例1の分布 ( $A=1.0, \Delta\mu/\sigma_x=1.0$ )

例2 X, Yの分布が次のような一様分布である場合（Xの分布は固定し、Yの分布のみを変える； $\sigma_y = A\mu_y + 1/\sqrt{12}$ を想定）

Xの確率密度関数：

$$f(x) = \begin{cases} 1 & -\frac{1}{2} \leq x \leq \frac{1}{2} \\ 0 & x < -\frac{1}{2}, x > \frac{1}{2} \end{cases}$$

（平均  $\mu_x = 0$ ，分散  $\sigma_x^2 = \frac{1}{12}$ ）

Yの確率密度関数：

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{12}A\mu_y + 1} & -\frac{1}{2}(\sqrt{12}A\mu_y + 1) + \mu_y \leq y \leq \frac{1}{2}(\sqrt{12}A\mu_y + 1) + \mu_y \\ 0 & y < -\frac{1}{2}(\sqrt{12}A\mu_y + 1) + \mu_y, \\ & y > \frac{1}{2}(\sqrt{12}A\mu_y + 1) + \mu_y \end{cases}$$

$$\left( \text{平均 } \mu_y \geq 0, \text{ 分散 } \sigma_y^2 = \left( A\mu_y + \frac{1}{\sqrt{12}} \right)^2 \right)$$

とし、 $A=0.0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.5, 1.0$ の各々の場合に対して、 $\Delta\mu/\sigma_x = (\mu_y - \mu_x)/\sigma_x = \sqrt{12}\mu_y = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8, 1.0, 2.0, 3.0$ と変化させる（このとき、 $\sigma_y = A\mu_y + 1/\sqrt{12}$ と変化する；図2参照）

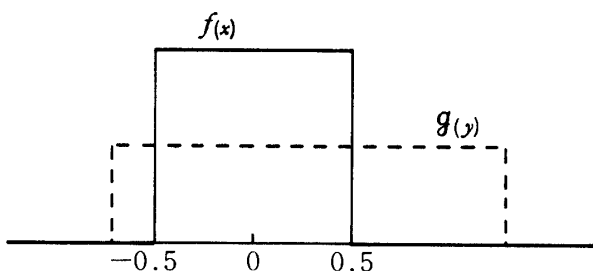


図2 例2の分布 ( $A=1.0, \Delta\mu/\sigma_x=1.0$ )

この結果は、付表Ⅱ-1～付表Ⅱ-4に示す。検出力を比較するため、付表Ⅱ-1～付表Ⅱ-4から、

$$(3.8) \quad \begin{cases} \frac{K}{W} = \frac{\text{河原検定の検出力}}{\text{Wilcoxon 検定の検出力}} & (\alpha=0.0487 \text{ の場合}) \\ \frac{K}{M} = \frac{\text{河原検定の検出力}}{\text{中央値検定の検出力}} & (\alpha=0.1431 \text{ の場合}) \end{cases}$$

を求め、さらに  $\Delta\mu/\sigma_x$  が  $0.2 \sim 1.0$  の場合の  $K/W$ ,  $K/M$  の値は3項移動平均をとって平滑化し（ $\Delta\mu/\sigma_x = 0.0$  のときは  $K/W$ ,  $K/M = 1$  とする），その結果をグラフに描くと図3-1, 2, 図4-1, 2のようになる。これらの図における・印は、 $\Delta\mu/\sigma_x = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8$  の場合の  $K/W$ ,  $K/M$  の上記移動平均、 $\Delta\mu/\sigma_x = 2.0, 3.0$  の場合の  $K/W$ ,  $K/M$  の実測値を表わす。また曲線は  $\Delta\mu/\sigma_x$  の変化に伴う  $K/W$ ,  $K/M$  の推定線である。

#### (1) Wilcoxon 検定との比較の結果

図3-1, 2によると、正規分布に対しては  $A=0.2 \sim 0.3$  を境として、また一様分布に対しては  $A=0.1 \sim 0.2$  を境として、 $A$  が大きくなるに従い河原検定の方がより有利になる。この傾向は正規分布、一様分布のみに限らず、他の分布に対しても存在するとみてよいであろう。医学的変量の場合には表2にみられるように、 $A \geq 0.3$  の場合がかなり存在する可能性があり、また  $A$  が0の近くの値であっても、河原検定の検出力は Wilcoxon 検定のそれと比較して格段の差があるように見受けられないので、医学的データに対して無批判に

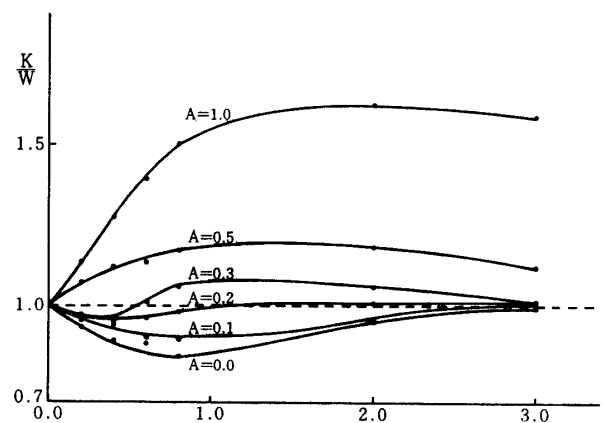


図3-1 正規分布に対する検出力比較 ( $\alpha=0.0487$ )

( $K/W = \text{河原検定の検出力} / \text{Wilcoxon 検定の検出力}$ )

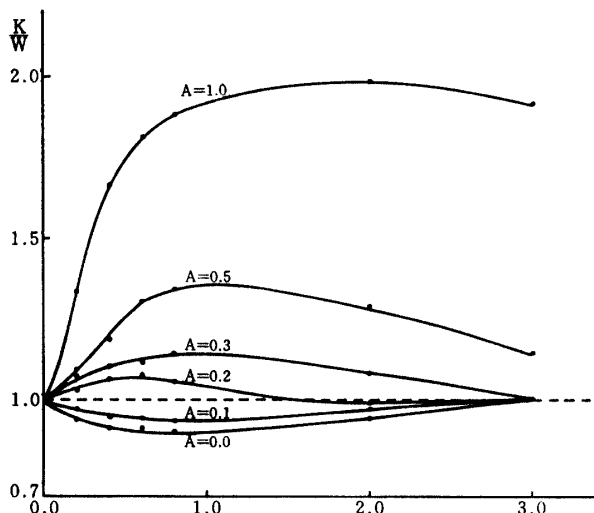


図3-2 一様分布に対する検出力比較  
( $\alpha=0.0487$ )  
( $K/W$ =河原検定の検出力/Wilcoxon  
検定の検出力)

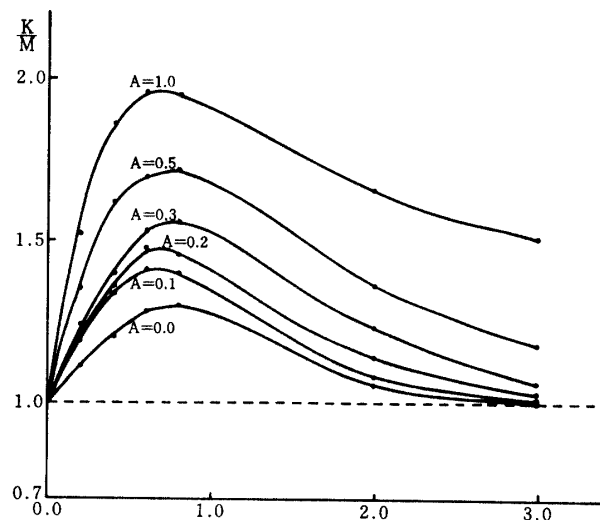


図4-2 一様分布に対する検出力比較  
( $\alpha=0.1431$ )  
( $K/M$ =河原検定の検出力/中央値検定  
の検出力)

Wilcoxon 検定を適用することはさけて、河原検定の適用を考慮してもよいであろう。

#### (2) 中央値検定との比較の結果

図4-1, 2によると、正規分布に対しては  $A=0.1$  を境として、一様分布に対しては  $A \geq 0$  に対して、 $A$  が大きくなるに従い河原検定の方がより有利になる。この傾向は正規分布、一様分布のみに限らず、他の分布に対しても存在するとみてよいであろう。中央値検定は極めて簡単な方法で、概略的な結論を出す場合には有効であるが、§3.1でも述べたように、河原検定も簡便さについては中央値検定にくらべてそう差があるわけではないので、医学的データに対しては、中央値検定の代りに河原検定を適用した方が適切であるように思われる。

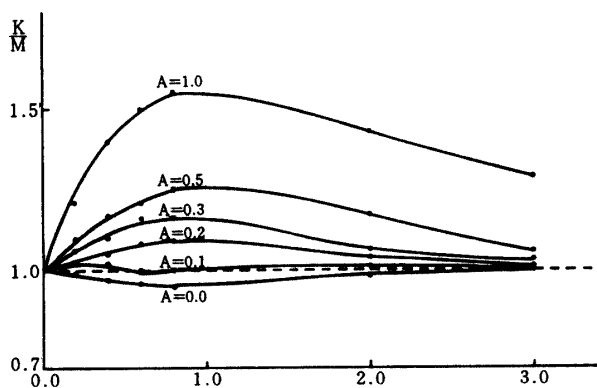


図4-1 正規分布に対する検出力比較  
( $\alpha=0.1431$ )  
( $K/M$ =河原検定の検出力/中央値検定  
の検出力)

以上 Wilcoxon 検定と中央値検定の2つの検定法と検出力を比較したが、平均が増加するとき分散も増加するような医学的変量に対して、河原検定が検出力の点で、現在順位検定でよく用いられる上記両検定法の代替法として用いて有効であることがわかり、§3.1で述べたような検定実行上の利点を考え合わせると、河原検定は医学的データに対して、その適用が妥当な方法であるといえよう。

なお、これまでは、 $\mu_x < \mu_y$  のとき  $\sigma_x^2 < \sigma_y^2$  を想定しての検定のみを考えてきたが、表1, 2にみられるように、 $\mu_x < \mu_y$  のとき  $\sigma_x^2 > \sigma_y^2$  となることを想定しなければならない場合もでてくるであろう。このような場合には、 $X, Y$  を逆にし、また合併標本の順位を逆に、つまり大きい方から順位をつければ、これまで述べてきたのと同様にして、河原検定を適用することができ、またその検出力についても同様な評価ができるであろう。

#### 4. おわりに

前逆したように、医学的変量  $X, Y$  について設定される仮説は、

$H_0: \mu_x = \mu_y, \sigma_x^2 = \sigma_y^2; H_1: \mu_x < \mu_y, \sigma_x^2 < \sigma_y^2$  のような型が多くなる。このような型の検定に対する既存の順位検定法には Savage 検定があるが、この検定法は、 $X, Y$  の分布が指数分布であることを想定して開発されたものであり、 $X, Y$  の分布が指数分布以外の場合にはあまり有効でな

い。したがって、上記のような型の検定に対して、現在最もよく用いられている Wilcoxon 検定のように、比較的簡便で、X、Yの分布の型を特別問わないような検定法の存在が要望される。河原検定は、§3で述べたような検定実行上の利点や検出力の状況からみて、この要望に応じられる順位検定法であると考えられ、広く用いられることが期待できる。

### 参考文献

- 〔1〕 河原 靖(1987)．特殊な評点を用いた順位検定法．日本統計学会誌，17 91—100
- 〔2〕 小泉 明，山中 学(1981)．医学統計・数値表．日本評論社
- 〔3〕 全国歯科衛生士教育協議会(1986)．四科統計資料集．口腔保健協会

## 付 表

I. 医学的変量の変動〔データ  $(\bar{x}_1, s_1), (\bar{x}_2, s_2), \dots, (\bar{x}_n, s_n)$  から求めたAの推定値  $a$  と、 $\bar{x}$  と  $s$  の相関係数  $r$  (\*印は有意水準0.05で有意なもの)〕

付表 I-1 血中成分の変動

| 成 分               | A     |        | B     | C     |        | D     |        | E    |       | F    |       | G |
|-------------------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|--------|------|-------|------|-------|---|
|                   | a     | r      | a     | a     | r      | a     | r      | a    | r     | a    | r     | a |
| 総蛋白               | -0.02 | -0.06  | 0.07  |       |        | 0.27  | 0.92*  |      |       |      |       |   |
| アルブミン             |       |        | 0.75  |       |        | 0.35  | 0.81*  |      |       | 0.20 | 0.88* |   |
| A/G               |       |        |       |       |        | 0.08  | 0.19   |      |       |      |       |   |
| 尿素窒素              | 0.75  | 0.61   |       |       |        | 0.09  | 0.29   |      |       |      |       |   |
| 尿酸                | 0.27  | 0.94*  |       |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| クレアチニン            |       |        |       |       |        | 0.01  | 0.01   |      |       |      |       |   |
| チモール混濁試験          | 0.39  | 0.55   | -1.04 |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| 硫酸亜鉛混濁試験          | 0.54  | 0.82   | 0.25  |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| 総ビリルビン            |       |        |       |       |        | 0.60  | 0.65   |      |       |      |       |   |
| ナトリウム             | -0.12 | -0.34  |       |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| カリウム              | -0.25 | -0.76  |       |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| クロール              | 0.00  | 0.00   |       |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| カルシウム             | -0.04 | -0.19  | 0.11  |       |        | 0.26  | 0.66   |      |       |      |       |   |
| 無機リン              | 0.11  | 0.16*  |       |       |        |       |        |      |       | 0.11 | 0.51  |   |
| アルカリフォスファターゼ      | 0.41  | 0.99*  | 0.39  |       |        |       |        |      |       |      |       |   |
| 酸性フォスファターゼ        |       | *      |       | 0.23  | 0.96*  |       |        |      |       |      |       |   |
| コリンエステラーゼ         | 1.00  | 1.00*  | 0.25  | -0.16 | -0.70* | -0.50 | -0.39* |      |       |      |       |   |
| GOT               | 0.30  | 0.47   |       | 0.14  | 0.99*  | 0.76  | 0.97*  |      |       |      |       |   |
| GPT               | 0.21  | 0.32   |       | 0.09  | 0.89*  | -0.47 | -0.71* |      |       |      |       |   |
| $\gamma$ -GTT     |       |        |       | 0.79  | 0.99*  |       |        |      |       |      |       |   |
| LAP               |       |        |       | 0.48  | 0.81   |       |        |      |       |      |       |   |
| LDH               | 0.60  | 0.94*  | 0.01  | 0.19  | 0.68*  | 0.39  | 0.76*  |      |       |      |       |   |
| $\beta$ -グルクロニダーゼ |       |        |       | 0.21  | 0.83*  |       |        |      |       |      |       |   |
| セルロプラスミン          |       |        |       | -0.05 | -0.58  |       |        |      |       |      |       |   |
| アミラーゼ             | -0.28 | -0.33  |       |       |        | 0.10  | 0.17*  |      |       |      |       |   |
| クレアチニンフォスフォキナーゼ   |       |        |       |       |        | 1.46  | 0.99*  |      |       |      |       |   |
| 血糖                |       |        |       |       |        |       |        | 0.16 | 0.37  |      |       |   |
| 総コレステロール          | 0.09  | 0.52   | -0.07 | -0.04 | -0.13* | 0.20  | 0.29   | 0.03 | 0.07* |      |       |   |
| 総脂質               | 0.27  | 0.86   | 1.98  | 0.64  | 0.99*  |       |        | 0.34 | 0.99* |      |       |   |
| リン脂質              | -0.12 | -0.34* | 0.14  |       |        |       |        | 0.12 | 0.89* |      |       |   |
| 中性脂肪              | 0.58  | 0.98*  |       | 0.76  | 0.92*  |       |        | 0.50 | 1.00  |      |       |   |

|                    |       |       |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
|--------------------|-------|-------|-------|------|-------|--|-------|-------|------|-------|-------|
| コレステロール—エステル比      | -0.50 | -0.61 |       |      |       |  |       | 0.00  | 0.00 |       |       |
| 遊離脂肪酸              |       |       |       | 0.49 | 0.90* |  |       | 0.38  | 0.84 |       |       |
| ケトン体               |       |       |       | 0.25 | 0.42* |  |       |       |      |       |       |
| アルドラーゼ             |       |       |       | 0.52 | 0.99* |  |       |       |      |       |       |
| 蛋白分画アルブミン          | -0.03 | -0.09 |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
| $\alpha_1$ —グロブリン  | 0.15  | 0.22  |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
| $\alpha_2$ —グロブリン  | 0.02  | 0.06  |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
| $\beta$ —グロブリン     | -0.16 | -0.32 |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
| $\gamma$ —グロブリン    | 0.13  | 0.28  |       |      |       |  |       |       |      |       |       |
| リポ蛋白分画 $\alpha$ 分画 |       |       |       |      |       |  | 0.26  | 0.68  |      |       |       |
| pre $\beta$ 分画     |       |       |       |      |       |  | 0.20  | 0.53  |      |       |       |
| $\beta$ 分画         |       |       |       |      |       |  | -0.17 | -0.50 |      |       |       |
| 17OHCS             |       |       |       |      |       |  |       |       |      | -0.10 | -0.16 |
| コルチゾール             |       |       |       |      |       |  |       |       |      | 0.10  | 0.61  |
| 白血球数               | 1.21  | 0.84  | 0.67  |      |       |  |       |       |      |       |       |
| 赤血球数               | 0.26  | 0.83  | 0.47  |      |       |  |       |       |      |       |       |
| ヘモグロビン             | -0.09 | -0.19 | 0.02  |      |       |  |       |       |      |       |       |
| ヘマトクリット            | 0.33  | 0.71  | 0.04  |      |       |  |       |       |      |       |       |
| 血小板                |       |       | -0.14 |      |       |  |       |       |      |       |       |
| ニコチン               |       |       |       |      |       |  |       |       |      |       | 0.74  |
| 硫シアン酸塩             |       |       |       |      |       |  |       |       |      |       | 0.32  |

## A：正常妊娠時における変動

5～19人の正常妊婦の3ヵ月，6ヵ月，8ヵ月，9ヵ月，10ヵ月の5回の測定値〔 $\bar{x} \pm s$ （平均値±標準偏差）〕による（文献〔2〕）

## B：体位による変動

14～24人の男女成人について，朝空腹時と30分間安静仰臥後の2回の測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

## C：年齢による変動

新生児から成人まで4～9グループに分けた測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

## D：運動（職場野球大会）による変動

男子17人の運動前，運動直後，1日後，2日後，3日後，5日後の6回の測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

## E：食事による変動

15人の男女成人について，食前，食後2時間，食後4時間，食後6時間の4回の測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

## F：日内変化

午前，昼，午後，準夜，深夜の5回の測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

## G：喫煙による変動

非喫煙者と喫煙者の2グループの測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）

〔注〕 BとGの場合は各成分について，測定値が2つしかないのでrの記載はない。

付表 I—2 血清免疫グロブリン濃度の哺乳期の変動

| 測定項目     | a    | r     | 測定項目     | a    | r     |
|----------|------|-------|----------|------|-------|
| Ig G { 男 | 0.62 | 0.63* | Ig M 女   | 0.47 | 0.70* |
| 女        | 0.08 | 0.10  | Ig A { 男 | 0.60 | 0.81* |
| Ig M 男   | 0.36 | 0.50  | 女        | 0.41 | 0.74* |

〔注〕 年齢1月～11月の11グループの測定値（ $\bar{x} \pm s$ ）による（文献〔2〕）。

付表 I-3 母乳中微量元素濃度の哺乳期の変動

| 元 素 | a    | r     | 元 素 | a    | r     |
|-----|------|-------|-----|------|-------|
| Zn  | 0.38 | 0.95* | Mn  | 0.86 | 0.80* |
| Cu  | 0.24 | 0.60  | I   | 1.48 | 0.90* |

〔注〕 哺乳期 2 日(7), 3 日(15), 4～5 日(9), 6 日(12), 7 日(9), 1 月(19), 2 月(5), 3 月(10), 4～5 月(5), 6～7 月(7) の10回の測定値 ( $\bar{x} \pm s$ ) による。ただし、括弧内の数字は例数 (文献〔2〕)。

付表 I-4 消化液の年齢による変動

| 測 定 項 目   | a     | r     | 測 定 項 目   | a     | r      |
|-----------|-------|-------|-----------|-------|--------|
| 胃液分泌量 { 男 | 0.27  | 0.77  | 最高酸濃度 女   | -0.90 | -0.90* |
| 胃液分泌量 { 女 | 0.74  | 0.71  | 胃酸分泌量 { 男 | 0.15  | 0.35   |
| 最高酸濃度 男   | -0.15 | -0.22 | 胃酸分泌量 { 女 | 0.41  | 0.59   |

〔注〕 刺激後 1 時間において、年齢を 10～19, 20～29, 30～39, 40～49, 50～59, 60以上の 6 つに分けたグループ 毎の測定値 ( $\bar{x} \pm s$ ) による (文献〔2〕)。

付表 I-5 皮下脂肪厚の変動

| 年 齢         | A    |       | B     |       | 年 齢         | A    |       | B     |       |
|-------------|------|-------|-------|-------|-------------|------|-------|-------|-------|
|             | a    | r     | a     | r     |             | a    | r     | a     | r     |
| 15 ～ 19 { 男 | 0.33 | 0.92  | 1.43  | 0.93* | 40 ～ 49 女   | 0.25 | 0.99  | 0.75  | 0.66  |
| 15 ～ 19 { 女 | 0.32 | 0.95  | 1.84  | 0.55  | 50 ～ 59 { 男 | 0.28 | 1.00* | -0.11 | -0.09 |
| 20 ～ 29 { 男 | 0.61 | 0.96  | -0.03 | -0.06 | 50 ～ 59 { 女 | 0.18 | 0.61  | 0.32  | 0.44  |
| 20 ～ 29 { 女 | 0.44 | 1.00* | -0.14 | -0.27 | 60 ～ 69 { 男 | 0.32 | 0.88  | 1.00  | 0.95* |
| 30 ～ 39 { 男 | 0.15 | 0.96  | 0.05  | 0.10  | 60 ～ 69 { 女 | 0.42 | 0.80  | 0.53  | 0.75  |
| 30 ～ 39 { 女 | 0.30 | 0.91  | 0.10  | 0.38  | 70 以 上 { 男  | 0.44 | 0.85  | 0.54  | 0.76  |
| 40 ～ 49 男   | 0.41 | 0.98  | 0.78  | 0.94* | 70 以 上 { 女  | 0.58 | 1.00* | 0.05  | 0.07  |

A：運動不足による変動

運動不足だと思う、運動不足だと思わない、わからないの 3 グループの測定値 ( $\bar{x} \pm s$ ) による (文献〔3〕)。

B：夜食による変動

夜食を毎日食べる、週 4～5 回、週 2～3 回、週 1 回、食べないの 5 グループの測定値 ( $\bar{x} \pm s$ ) による (文献〔3〕)。



## Ⅱ. コンピュータによる検出力の実験値

付表Ⅱ－1 正規分布に対する河原検定(K)とWilcoxon検定(W)の検出力の実験値(×1000)

| $\alpha$ | A   | 検定 | $\Delta\mu/\sigma_x$ |     |     |     |     |     |     |
|----------|-----|----|----------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
|          |     |    | 0.2                  | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 2.0 | 3.0 |
| 0.0487   | 0.0 | K  | 92                   | 149 | 239 | 289 | 435 | 897 | 992 |
|          |     | W  | 104                  | 163 | 273 | 345 | 542 | 948 | 999 |
|          | 0.1 | K  | 84                   | 148 | 237 | 328 | 418 | 887 | 996 |
|          |     | W  | 85                   | 172 | 248 | 377 | 496 | 935 | 999 |
|          | 0.2 | K  | 91                   | 144 | 246 | 312 | 452 | 866 | 982 |
|          |     | W  | 101                  | 154 | 243 | 332 | 451 | 859 | 976 |
|          | 0.3 | K  | 84                   | 134 | 245 | 343 | 449 | 859 | 967 |
|          |     | W  | 88                   | 146 | 244 | 310 | 423 | 810 | 953 |
|          | 0.5 | K  | 100                  | 156 | 260 | 350 | 447 | 780 | 941 |
|          |     | W  | 88                   | 145 | 231 | 296 | 376 | 661 | 839 |
|          | 1.0 | K  | 110                  | 165 | 269 | 343 | 442 | 718 | 843 |
|          |     | W  | 95                   | 134 | 191 | 223 | 286 | 444 | 533 |
| 0.0087   | 0.0 | K  | 20                   | 42  | 69  | 107 | 162 | 651 | 950 |
|          |     | W  | 23                   | 46  | 89  | 140 | 231 | 793 | 993 |
|          | 0.1 | K  | 23                   | 46  | 75  | 118 | 164 | 624 | 930 |
|          |     | W  | 19                   | 42  | 70  | 136 | 182 | 714 | 966 |
|          | 0.2 | K  | 20                   | 28  | 69  | 98  | 156 | 563 | 865 |
|          |     | W  | 21                   | 36  | 68  | 111 | 180 | 572 | 867 |
|          | 0.3 | K  | 11                   | 29  | 75  | 105 | 165 | 524 | 801 |
|          |     | W  | 18                   | 38  | 74  | 105 | 169 | 510 | 766 |
|          | 0.5 | K  | 13                   | 32  | 63  | 98  | 155 | 433 | 682 |
|          |     | W  | 16                   | 32  | 62  | 88  | 142 | 368 | 545 |
|          | 1.0 | K  | 18                   | 29  | 65  | 82  | 124 | 312 | 436 |
|          |     | W  | 16                   | 29  | 48  | 61  | 89  | 182 | 236 |

〔注〕 太字は他方の検定法より検出力が大きいことを示す(以下の表も同じ)。

付表Ⅱ—2 一様分布に対する河原検定 (K) と Wilcoxon 検定 (W) の検出力の実験値 (×1000)

| $\alpha$ | A   | 検定 | $\Delta\mu/\sigma_x$ |     |     |     |     |     |      |
|----------|-----|----|----------------------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
|          |     |    | 0.2                  | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 2.0 | 3.0  |
| 0.0487   | 0.0 | K  | 86                   | 135 | 254 | 333 | 439 | 889 | 1000 |
|          |     | W  | 94                   | 149 | 277 | 371 | 494 | 941 | 1000 |
|          | 0.1 | K  | 83                   | 144 | 204 | 296 | 436 | 888 | 996  |
|          |     | W  | 90                   | 147 | 225 | 320 | 460 | 913 | 997  |
|          | 0.2 | K  | 82                   | 163 | 241 | 315 | 432 | 851 | 978  |
|          |     | W  | 81                   | 149 | 222 | 309 | 411 | 857 | 984  |
|          | 0.3 | K  | 117                  | 183 | 252 | 347 | 449 | 817 | 959  |
|          |     | W  | 104                  | 170 | 232 | 302 | 380 | 759 | 955  |
|          | 0.5 | K  | 89                   | 185 | 253 | 351 | 441 | 756 | 895  |
|          |     | W  | 92                   | 143 | 196 | 265 | 310 | 591 | 782  |
|          | 1.0 | K  | 124                  | 201 | 313 | 371 | 434 | 686 | 759  |
|          |     | W  | 91                   | 124 | 156 | 205 | 239 | 347 | 398  |
| 0.0087   | 0.0 | K  | 22                   | 28  | 62  | 87  | 145 | 610 | 991  |
|          |     | W  | 14                   | 34  | 75  | 130 | 219 | 752 | 1000 |
|          | 0.1 | K  | 24                   | 35  | 58  | 83  | 147 | 543 | 926  |
|          |     | W  | 24                   | 43  | 64  | 102 | 174 | 665 | 982  |
|          | 0.2 | K  | 9                    | 37  | 48  | 85  | 130 | 530 | 836  |
|          |     | W  | 13                   | 32  | 62  | 101 | 158 | 550 | 893  |
|          | 0.3 | K  | 24                   | 39  | 60  | 90  | 144 | 449 | 755  |
|          |     | W  | 27                   | 46  | 54  | 97  | 152 | 456 | 777  |
|          | 0.5 | K  | 14                   | 32  | 57  | 93  | 126 | 375 | 578  |
|          |     | W  | 18                   | 35  | 57  | 70  | 118 | 293 | 479  |
|          | 1.0 | K  | 18                   | 30  | 55  | 94  | 118 | 253 | 320  |
|          |     | W  | 25                   | 25  | 35  | 52  | 70  | 108 | 162  |

付表Ⅱ－3 正規分布に対する河原検定（K）と中央値検定（M）の検出力の実験値（×1000）

| $\alpha$ | A   | 検定 | $\Delta\mu/\sigma_x$ |     |     |     |     |     |      |
|----------|-----|----|----------------------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
|          |     |    | 0.2                  | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 2.0 | 3.0  |
| 0.1431   | 0.0 | K  | 228                  | 322 | 434 | 525 | 667 | 960 | 997  |
|          |     | M  | 237                  | 322 | 464 | 563 | 677 | 978 | 999  |
|          | 0.1 | K  | 219                  | 337 | 421 | 545 | 654 | 967 | 1000 |
|          |     | M  | 208                  | 338 | 420 | 549 | 649 | 953 | 999  |
|          | 0.2 | K  | 222                  | 329 | 460 | 565 | 686 | 958 | 998  |
|          |     | M  | 229                  | 305 | 419 | 533 | 613 | 924 | 987  |
|          | 0.3 | K  | 240                  | 350 | 480 | 579 | 692 | 953 | 996  |
|          |     | M  | 232                  | 307 | 422 | 478 | 606 | 899 | 973  |
|          | 0.5 | K  | 247                  | 346 | 503 | 626 | 712 | 949 | 990  |
|          |     | M  | 213                  | 300 | 423 | 490 | 561 | 812 | 930  |
| 0.0146   | 0.0 | K  | 29                   | 55  | 106 | 155 | 244 | 749 | 978  |
|          |     | M  | 29                   | 58  | 95  | 159 | 245 | 738 | 978  |
|          | 0.1 | K  | 32                   | 62  | 108 | 181 | 235 | 741 | 980  |
|          |     | M  | 26                   | 62  | 91  | 137 | 201 | 655 | 935  |
|          | 0.2 | K  | 27                   | 52  | 99  | 151 | 245 | 680 | 926  |
|          |     | M  | 32                   | 52  | 84  | 141 | 197 | 581 | 855  |
|          | 0.3 | K  | 21                   | 58  | 108 | 160 | 236 | 648 | 891  |
|          |     | M  | 30                   | 43  | 94  | 116 | 190 | 520 | 783  |
|          | 0.5 | K  | 26                   | 59  | 98  | 156 | 224 | 556 | 786  |
|          |     | M  | 24                   | 44  | 84  | 109 | 158 | 408 | 626  |
|          | 1.0 | K  | 31                   | 50  | 97  | 135 | 205 | 438 | 579  |
|          |     | M  | 24                   | 52  | 66  | 86  | 118 | 270 | 364  |

付表Ⅱ－４ 一様分布に対する河原検定（K）と中央値検定（M）の検出力の実験値（×1000）

| $\alpha$ | A   | 検定 | $\Delta\mu/\sigma_x$ |     |     |     |     |     |      |
|----------|-----|----|----------------------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
|          |     |    | 0.2                  | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 2.0 | 3.0  |
| 0.1431   | 0.0 | K  | 233                  | 330 | 486 | 614 | 708 | 969 | 1000 |
|          |     | M  | 210                  | 271 | 386 | 456 | 546 | 925 | 1000 |
|          | 0.1 | K  | 230                  | 358 | 494 | 583 | 732 | 972 | 1000 |
|          |     | M  | 197                  | 255 | 348 | 414 | 538 | 898 | 993  |
|          | 0.2 | K  | 233                  | 364 | 511 | 592 | 696 | 963 | 1000 |
|          |     | M  | 196                  | 258 | 342 | 382 | 514 | 843 | 975  |
|          | 0.3 | K  | 274                  | 420 | 534 | 632 | 732 | 955 | 994  |
|          |     | M  | 221                  | 289 | 357 | 387 | 476 | 779 | 940  |
|          | 0.5 | K  | 270                  | 414 | 570 | 635 | 730 | 939 | 980  |
|          |     | M  | 191                  | 251 | 315 | 385 | 430 | 689 | 833  |
| 0.0146   | 0.0 | K  | 32                   | 47  | 104 | 138 | 215 | 746 | 999  |
|          |     | M  | 20                   | 38  | 80  | 113 | 171 | 622 | 992  |
|          | 0.1 | K  | 29                   | 51  | 76  | 123 | 207 | 669 | 970  |
|          |     | M  | 31                   | 42  | 60  | 99  | 140 | 516 | 913  |
|          | 0.2 | K  | 18                   | 61  | 81  | 129 | 209 | 624 | 897  |
|          |     | M  | 20                   | 38  | 68  | 90  | 132 | 419 | 773  |
|          | 0.3 | K  | 43                   | 57  | 95  | 144 | 214 | 560 | 839  |
|          |     | M  | 34                   | 43  | 56  | 74  | 128 | 371 | 650  |
|          | 0.5 | K  | 25                   | 61  | 101 | 150 | 185 | 468 | 675  |
|          |     | M  | 34                   | 44  | 52  | 78  | 101 | 269 | 446  |
|          | 1.0 | K  | 35                   | 52  | 108 | 153 | 198 | 390 | 481  |
|          |     | M  | 26                   | 35  | 43  | 62  | 90  | 178 | 248  |